

## CONTRASTE DE HIPÓTESIS EN DISTINTAS FUNCIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN ESPAÑOLAS\*

ÁLVARO ESCRIBANO  
*Universidad Carlos III de Madrid*

En el presente trabajo se propone una nueva metodología empírica consistente en contrastar hipótesis mediante el análisis comparativo de bases de datos que comparten un mismo año base, un mismo período de tiempo y un mismo nivel de agregación temporal. Para ello se han elegido dos recientes funciones de exportación e importación propuestas para España, Buisán y Gordo (1994) y Mauleón y Sastre (1994, 1996a), que cumplen esos requisitos. Se estudian las diferencias y similitudes entre las bases de datos utilizadas. Con respecto a las funciones de exportación e importación propuestas se hace una evaluación econométrica intramuestral de cada una de ellas durante un período temporal común, 1966-1992. En los casos en que se encuentran resultados sorprendentes a la hora de estimar las relaciones de largo plazo se da una explicación econométrica. Se realiza un estudio comparado de las ecuaciones estimadas. Esta es una difícil tarea ya que el nivel de agregación de las variables exportaciones e importaciones difiere de un estudio a otro. En concreto, en este trabajo se contrasta si las implicaciones de cada especificación (simultaneidad e interacción) se mantienen en el otro modelo. Se amplía el período muestral hasta 1994 y se estiman y evalúan de nuevo las ecuaciones analizando especialmente la estabilidad de los parámetros. Por último, se realizan algunas reflexiones sobre las implicaciones econométricas así como sobre la conveniencia de realizar más a menudo este tipo de estudios comparados de bases de datos y especificaciones econométricas alternativas.

*Palabras clave:* funciones de exportación, funciones de importación, elasticidades a largo plazo, elasticidades a corto plazo, contrastes de especificación, estabilidad de los modelos, comparación de bases de datos.

El interés de los economistas por estimar las elasticidades renta y precios de las exportaciones e importaciones de siempre ha suscitado una amplia discusión. El resultado empírico es relevante a la hora de diseñar políticas económicas que incentiven la evolución del sector exterior en un sentido o en otro. Para estimar dichas elasticidades es preciso disponer de modelos económicos y econométricos que nos relacionen esas variables. Sobre este tema no suele haber acuerdo y cada investigador realiza su contribución personal eligiendo variables distintas. Esto

(\*) El autor agradece los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos y la financiación recibida de la Secretaría General Técnica del Ministerio de Comercio y Turismo. Ana Buisán, Esther Gordo, Iñaki Mauleón y Luis Sastre amablemente me han permitido disponer de sus bases de datos.

lleva a crear gran incertidumbre sobre cual debe ser el procedimiento adecuado a seguir ya que claramente no es único. Una vez elegidas las variables y estimados los parámetros es preciso estudiar detenidamente cuales de las mediciones alternativas son más adecuadas y fiables.

La literatura sobre estimación de funciones de exportación e importación en España es amplia, véase la reciente revisión bibliográfica de Escribano (1996a). Desde el trabajo pionero de Bonilla (1978) la literatura ha crecido enormemente a partir de la entrada de España en la CEE. Entre estos trabajos cabe resaltar las contribuciones de Fernández y Sebastián (1991), Manzanedo y Sebastián (1991), Gual, Torrens y Vives (1992), Viñals *et al.* de. (1992), Delrieu (1993), Gardeazabal y Regulez (1993), Buisán y Gordo (1993), Martín y Moreno (1993), Mauleón (1993), Buisán y Gordo (1994) y Mauleón y Sastre (1994 y 1996a).

En este trabajo se hace un análisis econométrico comparativo en base a los trabajos de Buisán y Gordo (1994) y Mauleón y Sastre (1994, 1996). El interés de esta elección concreta no está en la comparación de estos dos artículos en sí mismos, sino en el hecho de que permite introducir una nueva metodología para contrastar hipótesis mediante la comparación de los resultados obtenidos durante un período de tiempo común, un nivel de agregación temporal común y un mismo año base. Para ello, se analizan las diferencias y similitudes entre las bases de datos utilizadas y se replican los resultados de las funciones estimadas. Una vez replicados los resultados se hace un análisis econométrico intramuestral. En la evaluación se utilizan técnicas econométricas de series temporales distinguiendo entre el análisis del largo y del corto plazo mediante el uso de los modelos de corrección de error. El análisis se centra en la realización de contrastes de especificación entre los que destacan, por su sencillez, los contrastes de tipo multiplicadores de Lagrange. Se realizan contrastes de autocorrelación, heterocedasticidad, normalidad, constancia de los parámetros, así como un estudio de los autocorrelogramas y correlogramas cruzados de los residuos. Por razones de claridad en la exposición presentaremos los resultados de las exportaciones y las importaciones por separado incluso cuando los modelos hayan sido estimados simultáneamente.

Se utilizan bases de datos distintas para intentar esclarecer algunos interrogantes: ¿Es conveniente desagregar las exportaciones e importaciones en energéticas y no energéticas para estimar elasticidades renta y precio? ¿Es necesario desagregar entre consumo e inversión para el cálculo de las elasticidades renta de las importaciones? ¿Existe evidencia de cambio estructural o bien se pueden considerar constantes las elasticidades renta y precio estimadas? ¿Existe interacción a corto y/o a largo plazo entre exportaciones e importaciones? ¿Conviene estimar ambas ecuaciones simultáneamente? En este trabajo intentaremos dar respuesta a estas y a otras preguntas en base al análisis empírico comparativo de los resultados obtenidos en los dos trabajos anteriormente citados. El analizar las mismas cuestiones con bases de datos distintas pero que comparten el mismo año base y el mismo período temporal puede darnos una idea de la robustez de las conclusiones obtenidas en cada uno de los trabajos (*encompassing*).

La estructura del artículo es la siguiente. En la primera parte, se comentan las diferencias y similitudes entre las bases de datos. En la segunda parte, se replican y analizan econométricamente las ecuaciones de exportaciones de los dos artículos. En la tercera se analizan de igual forma las ecuaciones de importaciones. En la cuarta, se realiza el estudio econométrico comparado de las principales conclusiones de cada ar-

título analizando su robustez frente a distintos contextos de agregación, distintos conjuntos de información, etc., pero siempre durante un período de tiempo común. En la sección quinta, se analizan las implicaciones de ampliar el período muestral hasta 1994 haciendo especial énfasis en la estabilidad de los modelos. Cuando los modelos fallan se discuten y proponen modelos alternativos. Por último en la sección sexta, se incluyen algunas conclusiones.

## 1. ANÁLISIS COMPARADO DE BASES DE DATOS

Una de las razones que más dificulta la comparación de estimaciones econométricas es la selección de variables distintas para fines similares. Esto es así, no tanto por ser distintas las variables explicativas sino por considerar para una misma variable a explicar (variable dependiente), *distintas mediciones, distintos niveles de agregación, diferentes años base, distintos períodos de tiempo, distinta agregación temporal*, etc. El considerar diversas mediciones es, en general, interesante siempre que estén justificadas ya que pueden servir como comprobante de la robustez de estimaciones realizadas ante cambios en detalles concretos de los datos, que desde un punto de vista teórico no son tenidos en cuenta en los modelos.

Esta situación sería la deseable si el punto de partida fuera que existieran en España estimaciones aceptables para la mayoría de los investigadores y por ejemplo se quisiera cuestionar su validez en contextos diferentes. Sin duda este no es caso de las elasticidades-renta y elasticidades-precio estimadas de las exportaciones e importaciones en España. Debido a esta insatisfacción, se suelen considerar nuevos niveles de agregación o desagregación y nuevos períodos temporales tanto de las variables a explicar como de las explicativas. La tarea de comparar modelos cuando las variables a explicar (variable dependiente) están medidas de distinta forma se hace complicado, desde un punto de vista econométrico, pero a pesar de ello merece la pena sacar algunas conclusiones sobre este tema.

En el artículo de Buisán y Gordo (1994) las dos variables a explicar (variables dependientes) son las *exportaciones (LX) no energéticas* y las *importaciones (LM) no energéticas en términos reales* con datos anuales, en base 1986, desde 1964 hasta 1992 y todas en logaritmos. La principal justificación de Fernández y Sebastián (1991) para desagregar las importaciones en energéticas y no-energéticas fue el diferente perfil temporal seguido por las correspondientes variables de precios relativos y en Buisán y Gordo (1994) se extiende esa idea a las exportaciones no energéticas.

Las *variables explicativas de las exportaciones no energéticas, en términos reales y en logaritmos* son, el comercio de los países industrializados LCMI, los precios relativos de las exportaciones no energéticas (competitividad) LPRX medidos por el cociente de los precios de las exportaciones no energéticas españolas frente a los precios de las exportaciones no energéticas del resto del mundo y multiplicados por el tipo de cambio bilateral ponderado. Las autoras hacen una cuidadosa elaboración de las variables y construyen por ejemplo, en el caso de las exportaciones no energéticas, las dos variables explicativas a utilizar, el índice de competitividad via-precios, antes mencionado, y el índice de comercio mundial con los países industrializados. El esfuerzo mereció la pena ya que con tan solo dos variables fueron capaces de explicar las exportaciones no energéticas a corto y largo plazo cuando el resto de los autores tienen que acudir a un conjunto de información mayor. En la modelización de las

tasas de crecimiento de las exportaciones no energéticas se han utilizado dos variables artificiales  $D76 = (1 \text{ en } 1976, -1 \text{ en } 1977, 0 \text{ en el resto})$  y  $D79 = (1 \text{ en } 1979, 0 \text{ en el resto})$ .

En cuanto a las *variables explicativas de las importaciones no energéticas en términos reales* consideran la demanda final en términos reales LDF y los precios relativos de las importaciones no energéticas LPMPI, medidos por el cociente entre el deflactor de las importaciones no energéticas y el índice de precios industriales no energéticos. Al igual que las exportaciones no energéticas con tan solo estas dos variables, son capaces de explicar la evolución de las importaciones no energéticas a corto y largo plazo, desde 1966 hasta 1992. También modelan el corto plazo sustituyendo la demanda final (LDF) por dos componentes la inversión (LI) y el consumo mas las exportaciones L (C+X). En la modelización de las tasas de crecimiento utilizan dos variables artificiales  $D66 = (1 \text{ en } 1966, 0 \text{ en el resto})$  y  $D78 = (1 \text{ en } 1978, 0 \text{ en el resto})$ . En la estimación de la relación de cointegración por MCO utilizan la variable artificial DCEE = (1 desde 1987 a 1992, 0 en el resto) que intenta medir un efecto escalón a partir de 1987 debido a la incorporación de España a la CEE. En este artículo se utilizará también  $D7078 = (1 \text{ en } 1970, -1 \text{ en } 1978 \text{ y } 0 \text{ en el resto})$ . Se observa como el logaritmo de las importaciones no energéticas (LM) es I (1) con tendencia en la media. Quizás esa tendencia sea segmentada con puntos de corte en 1974 y 1985 y esto es lo que complica el análisis de cointegración como se indica en el trabajo realizado para la inversión productiva por Andrés *et al.* (1991). Similar, aunque más marcado comportamiento tiene el logaritmo de la demanda final (LDF).

Los artículos de Mauleón y Sastre (1994, 1996) utilizan un conjunto de información mucho más amplio (mayor número de variables explicativas) que el de Buisán y Gordo (1994). Las variables a explicar son las exportaciones e importaciones de bienes y servicios sin incluir el turismo. Los datos están en base 1986, en logaritmos y analizan el período muestral desde 1967 hasta 1992. El no considerar el año 1966, como hacen Buisán y Gordo es por su carácter anómalo y por eso ellas incluían la variable ficticia D66 en la ecuación de importaciones no energéticas. La dos decisiones tomadas serían equivalentes en un contexto uniecuacional pero no lo son en un contexto multiecuacional, como comentaremos mas adelante.

Comparando el perfil temporal de la serie de exportaciones no energéticas con el de la serie de exportaciones de bienes y servicios se observan perfiles similares. Ambas series temporales parecen I (1) con quizás tendencias segmentadas en la media con simultáneos puntos de ruptura. Lo mismo podríamos decir de la serie de importaciones no energéticas, al compararla con la serie de importaciones de bienes y servicios, ver Escribano (1996b). Sin embargo, sí hay mayor discrepancia en los perfiles de las variables explicativas y de ahí el que las ecuaciones estimadas requieran diferentes conjuntos de información sobre los que condicionar el análisis. La gran diferencia de estos conjuntos de información, sobre los que se condiciona el análisis, estriba en que Mauleón y Sastre consideran mayor numero de variables explicativas, sobre todo en la ecuación de importaciones (inversión extranjera directa, consumo privado interior, formación bruta de capital) mientras que Buisán y Gordo tan solo utilizan la demanda final como variable de escala. El hecho de que las variables dependientes de ambos trabajos tengan un nivel de agregación diferente complica la comparación econométrica de los modelos y en este artículo se da una solución al problema, como veremos más adelante.

Los anteriores trabajos difieren además en otros dos elementos importantes. En primer lugar, Mauleón y Sastre estiman las ecuaciones conjuntamente por métodos de ecuaciones simultáneas (3SLS) mientras que Buisán y Gordo lo hacen uniecuacionalmente (LS y NLS). En segundo lugar, Mauleón y Sastre encuentran que la variable importaciones debe entrar a corto plazo en la ecuación de exportaciones y que la variable exportaciones deben entrar a largo plazo en las importaciones mientras que Buisán y Gordo no sugieren ninguna interrelación entre las dos ecuaciones (*encompassing*).

## 2. FUNCIONES DE EXPORTACIÓN: RÉPLICA Y ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

En cuanto a las exportaciones hemos dicho que hay dos tipos de enfoques. Los que estudian las exportaciones no energéticas, como Buisán y Gordo (1994), y los que analizan las exportaciones de bienes y servicios, como por ejemplo Fernández y Sebastián (1991), Molinas *et al.* (1990) y Mauleón y Sastre (1994). A continuación analizaremos los dos trabajos que comparten el año base (1986), el período temporal 1966-1992 y el nivel de agregación temporal (datos anuales).

### 2.1. Exportaciones no energéticas

Buisán y Gordo (1994) analizan estas variables desde 1966 hasta 1992 distinguiendo, como es usual en esta literatura, entre modelos estáticos de largo plazo (cointegración) y modelos dinámicos de corto y/o medio plazo. La metodología econométrica que integra estos dos enfoques está basada en los modelos de corrección de error caracterizados por Engle y Granger (1987) en términos de variables cointegradas y posteriormente extendidos a un contexto de máxima verosimilitud por Johansen (1988).

#### 2.1.1. La función de exportaciones no energéticas a largo plazo

A continuación presentaremos en el cuadro 1, nuestra réplica de los resultados de Buisán y Gordo (1994).

La variable dependiente es:

El logaritmo de las exportaciones *no energéticas*, LX.

Las variables explicativas son:

- Una constante.
- El logaritmo del comercio de los países industrializados, LCMI.
- El logaritmo de los precios relativos de las exportaciones no energéticas (competitividad), LPRX.

Los resultados numéricos son muy parecidos (no son exactos por no indicar con exactitud cual es el período muestral utilizado en el artículo) y las conclusiones similares. Las exportaciones no energéticas están cointegradas con el comercio de los países industrializados y con los precios relativos de exportación no energéticos. Esta relación de largo plazo es muy buena en el sentido de que sus errores de equilibrio estimados son claramente I (0), al 1% de significación según el contraste de Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) sugerido por Engle y Granger (1987), e incluso casi ruido blanco (sin estructura temporal) según el autocorrelograma y el contraste Q de Ljung-Box, ya que todos tienen p-valores mayores que 0,05.



**Cuadro 1: BUISÁN Y GORDO (1994): EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (X).**  
RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN ESTIMADA POR MCO.  
LA VARIABLE DEPENDIENTE ES:  $\text{LOG}(X) = LX$

El período muestral es: 1965-1992

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
LCMI	1,699470	0,025449	66,78024	0,0000
LPRX	-1,155600	0,081343	-14,20659	0,0000
Constante	5,715195	0,441527	12,94416	0,0000
Akaike criterio inf.	-5,946282	ADF (DF-Aumentado)		-4,749125
Durbin-Watson	1,918929	Prob (estadístico-F)		0,000000
Número de observaciones: 28				
Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria				
Valor crítico al 1 % -2,6560, al 5 % -1,9546 y al 10% -1,6226				

A la misma conclusión, sobre la relación de largo plazo de las exportaciones, se llega estimando el modelo por el método de máxima verosimilitud de Johansen (1988), ver cuadro 2. Este método tiene la ventaja de que puede tratar y contrastar la existencia de más de un vector de cointegración. Mediante el contraste de la razón de verosimilitud se rechaza la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que no hay ningún vector de cointegración al 1% de significación y sin embargo, no se rechaza la hipótesis de que como máximo haya un solo vector de cointegración.

**Cuadro 2: BUISÁN Y GORDO (1994): EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (LX).**  
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

El período muestral es: 1965-1992

Observaciones incluidas: 27

Supuesto: Tendencia determinista lineal en los datos

Series: LX LCMI LPRX

Intervalo del retardo: 1 a 1

Autovalor	Razón de Verosimilitud	5 % Valor Crítico	1 % Valor Crítico	Hipótesis N° de vect. coint.
0,743560	50,60774	29,68	35,65	Ninguno **
0,363872	13,86449	15,41	20,04	Como máximo 1
0,059312	1,650880	3,76	6,65	Como máximo 2
Coeficientes de cointegración sin normalizar:				
LX	LCMI	LPRX		
6,525654	-10,80687	7,472681		
-1,940707	3,315687	-3,756233		
-1,647392	3,334411	-0,758497		
Coeficientes de cointegración normalizados: 1 ecuación de cointegración				
LX	LCMI	LPRX	C	
1,000000	-1,656060 (0,01065)	1,145124 (0,03298)	5,851607	

### 2.1.2. La función de exportaciones no energéticas a corto plazo

A continuación analizaremos la función de exportaciones no energéticas a corto plazo estimada por Buisán y Gordo (1994). En primer lugar, presentamos el modelo de corrección de error correspondiente a la relación de cointegración estimada por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Utilizamos este modelo como un comprobante más de que es una relación de cointegración y nos será posteriormente muy útil al analizar en detalle la función de importaciones no energéticas. Para ello veremos como el término de corrección de error (EC) retardado es muy significativo y que su coeficiente es igual a la unidad (ajuste instantáneo), ver en el cuadro 3 el coeficiente obtenido de EC (-1). Este modelo nos permite a su vez de forma sencilla comprobar la estabilidad de este coeficiente mediante la estimación del modelo por mínimos cuadrados recursivos. El coeficiente de EC (-1) se mantiene durante toda la muestra en un valor muy próximo a la unidad y siempre dentro del intervalo de confianza del 95%, ver Escribano (1996b).

Después de realizar este contraste podemos concluir confirmando que, dado el conjunto de información considerado, *las exportaciones no energéticas tienen un coeficiente de corrección de error igual a la unidad*. Sin embargo este modelo es claramente mejorable, ver cuadro 4, por existir autocorrelación de primer orden en los residuos, el estadístico de Durbin-Watson es DW=1,06.

Las mejoras en eficiencia y, en pequeñas muestras, la reducción del sesgo de los parámetros de cointegración se puede conseguir estimando el modelo de corrección de error en una sola etapa, e imponiendo que el coeficiente del termino de ajuste sea la unidad. Los resultados aparecen en el cuadro 4a, y coinciden numéricamente con los presentados en el artículo original de Buisán y Gordo (1994).

La interpretación de estas elasticidades de corto y largo plazo estimadas se justifica si el modelo está estadísticamente bien especificado y para ello presentamos a continuación una detallada evaluación econométrica intramuestral, ver cuadro 4a.

Cuadro 3: BUISÁN Y GORDO (1994).				
TASA DE CRECIMIENTO DE LAS EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS.				
LA VARIABLE DEPENDIENTE ES DLX: MODELO ESTIMADO EN 2-ETAPAS				
El período muestral es: 1966-1992				
Observaciones incluidas: 27				
Variable	Coeficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
DLCMI	0,966767	0,149000	6,488379	0,0000
DLPRX	-0,828013	0,111469	-7,428204	0,0000
EC (-1)	-1,042639	0,141868	-7,349368	0,0000
D76	0,049919	0,023636	2,111930	0,0468
D79	0,092267	0,030039	3,071588	0,0058
C	0,040368	0,009921	4,068966	0,0006
R <sup>2</sup> = 0,856638	$\sigma = 0,028220$	Akaike crit. inf.		-6,942311
Durbin-Watson	1,065627	Prob (estadístico-F)		0,000000

En primer lugar, se contrasta la hipótesis nula de ausencia de *autocorrelación* de orden 1 y 2 en los errores del modelo dinámico anterior. El resultado del contraste de los multiplicadores de Lagrange (LM) es que no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de orden 2, con un p-valor de 0,7. La mismo se concluye con el Durbin-Watson sobre autocorrelación de orden 1, DW=2.0. En segundo lugar se contrasta las hipótesis nulas de ausencia de dos tipos de *heterocedasticidad*: la heterocedasticidad de White y la heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH). En ambos casos no se rechaza la hipótesis nula con p-valores de 0,28 y 0,95 respectivamente. Se analiza a su vez la estabilidad (constancia) de los parámetros de la regresión. Para ello se realizan tres contrastes. El contraste de predicción de Chow con punto de corte en

Cuadro 4a: BUISÁN Y GORDO (1994). LOG EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS.  
LA VARIABLE DEPENDIENTE ES LX: MODELO ESTIMADO EN 1-ETAPA CON LA  
RESTRICCIÓN DE QUE EL COEFICIENTE DE EC SEA LA UNIDAD

El período muestral es: 1966-1992  
Observaciones incluidas: 27

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
DLCMI	0,768861	0,118371	6,495377	0,0000
DLPRX	-0,755126	0,079191	-9,535501	0,0000
LCMI (-1)	1,653482	0,012241	135,0815	0,0000
LPRX (-1)	-1,141613	0,037628	-30,33927	0,0000
D76	0,053742	0,015711	3,420584	0,0027
D79	0,091876	0,022084	4,160354	0,0005
C	5,897251	0,204471	28,84150	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,999399	$\sigma = 0,020649$		Akaike crit. inf.	-7,541755
Durbin-Watson	2,007884	Prob (estadístico-F)		0,000000

#### Contrastes de Especificación

Obs = n° de observaciones

Contraste de Autocorrelación de Segundo Orden.

Breusch-Godfrey correlación serial test-LM:

Estadístico-F	0,310112	p-valor	0,737205
Obs*R <sup>2</sup>	0,899347	p-valor	0,637836
Contraste de Heterocedasticidad de White			
estadístico-F	1,354402	p-valor	0,286988
Obs*R <sup>2</sup>	13,45414	p-valor	0,264682
Contraste de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva, ARCH (2)			
Estadístico-F	0,049656	p-valor	0,951663
Obs*R <sup>2</sup>	0,112347	p-valor	0,945375
Contraste de Constancia de los Parámetros			
Contraste de predicción de Chow: Período de predicción es de 1985 a 1992			
Estadístico-F	1,442904	p-valor	0,273370
Log verosimilitud	18,19615	p-valor	0,019803



1985 (entrada en la CEE) y no se rechaza la hipótesis nula de constancia de los parámetros, p-valor de 0,27. Los otros dos contrastes, suma de errores acumulada (CUSUM) y suma de errores al cuadrado acumulada (CUSUMSQ), están basados en la estimación recursiva del modelo, ver Escribano (1996b). En ambos casos se observan cambios en los parámetros a partir de 1984 pero no son suficientemente importantes como para que sean estadísticamente significativos al 5%. De ello concluimos que no hay cambio estructural en el modelo condicional debido a la incorporación de España a la CEE. Por último, se analiza si la distribución de los errores es no gaussiana (no normal) mediante el contraste de Jarque-Bera y el histograma. Los resultados del histograma son dudosos pero el estadístico del contraste no rechaza la normalidad al tener un p-valor de 0,49. Por tanto, podemos concluir que con respecto a esta función de exportaciones no energéticas no hay evidencia en contra de que se puedan interpretar económicamente las elasticidades-renta y elasticidades-precio estimadas de las exportaciones.

A continuación aclararemos un mal entendido que suele darse a la hora de interpretar estimaciones de parámetros en modelos de corrección de error. Para ello estimaremos la ecuación de exportaciones anterior pero incluyendo las variables de largo plazo de forma contemporánea. Los resultados se encuentran en el cuadro 4b.

Como se puede observar, los ajustes de las ecuaciones de los cuadros 4a y 4b son idénticos. También son idénticos los resultados de estimación de los parámetros de largo plazo, así como los de la constante y las variables ficticias (D76, D79). Los únicos dos parámetros que cambian son los de las tasas de crecimiento del comercio mundial (DLCMI) y los de los precios relativos de las exportaciones (DLPRX). Es curioso observar que los signos de los parámetros de estas últimas dos variables son contrarios a lo esperado según la teoría económica. Sin embargo, la explicación es simple si se tiene en cuenta que la interpretación de los parámetros es siempre condicional a la especificación del resto de las variables del modelo. Por ejemplo el valor del parámetro

Cuadro 4b: BUISÁN Y GORDO (1994). LOG EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS.  
LA VARIABLE DEPENDIENTE ES LX: MODELO ESTIMADO EN 1-ETAPA CON LA  
RESTRICCIÓN DE QUE EL COEFICIENTE DE EC SEA LA UNIDAD

El período muestral es: 1966-1992  
Observaciones incluidas: 27

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
DLCMI	-0,884621	0,115659	-7,648513	0,0000
DLPRX	0,386486	0,079558	4,857938	0,0001
LCMI	1,653482	0,012241	135,0815	0,0000
LPRX	-1,141613	0,037628	-30,33927	0,0000
D76	0,053742	0,015711	3,420584	0,0027
D79	0,091876	0,022084	4,160354	0,0005
C	5,897251	0,204471	28,84150	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,999399	$\sigma = 0,020649$	Akaike crit. inf.		-7,541755
Durbin-Watson	2,007884	Prob (estadístico-F)		0,000000

de DLCMI en el cuadro 4b es igual al valor del parámetro de DLCMI del cuadro 4a mas el valor del parámetro de LCMI (-1), esto es  $-0,884621 = 0,768861 - 1,653482$ . En general,  $a_0\Delta x_t + a_1x_{t-1} = (a_0 - a_1)\Delta x_t + a_1x_t$  y por tanto la interpretación del parámetro de  $\Delta x_t$  dependerá de como se haya especificado la dinámica de la variable  $x_t$ . Este resultado es de gran relevancia desde un punto de vista empírico ya que podría inducir a una errónea interpretación económica de las elasticidades renta y precios de corto plazo estimadas en el modelo del cuadro 4a. Nótese, que hasta los signos de los coeficientes estimados parecen contrarios a la teoría cuando en realidad no lo son.

A su vez, queremos hacer hincapié en que tan solo las variables de la regresión que son I (0) tienen t-ratios que siguen una distribución estándar, Normal (0,1), véase Sims, Stock y Watson (1990). Esta es la razón de obtener t-ratios tan grandes, en valor absoluto, en las variables explicativas LCMI y LPRX que son I (1). Sin embargo, para obtener distribuciones estándar de los parámetros de esas variables de largo plazo, LCMI y LPRX, bastaría por ejemplo en este caso con incluir un retardo adicional no significativo (irrelevante) de la variable dependiente, LX (-1), ver por ejemplo Dolado y Lütkepohl (1996). Los resultados empíricos se presentan en el cuadro 4c.

Es interesante observar que al incluir un retardo no significativo de la variable dependiente, los t-ratios de los coeficientes las variables de largo plazo han bajado de valores de 135,08 y 30,34 a valores de 9,53 y 8,94 respectivamente.

A continuación trataremos el tema del ajuste instantáneo hacia el equilibrio. El tema desde un punto de vista teórico ya fue analizado en trabajos previos, véase Escribano (1987, 1990), pero aún no se ha dado una explicación clara desde el punto de vista empírico. El incluir el retardo de la variable dependiente en niveles LX (-1), ver cuadro 4c, nos permite contrastar si el ajuste hacia el equilibrio del modelo de corrección de error no es la unidad, mediante el contraste de que el coeficiente de la variable explicativa LX (-1) sea cero. En el cuadro anterior el valor de dicho t-ratio es -0,40 y por tanto no es significativamente distinto de cero, confirmando el resultado esperado.

**Cuadro 4c: BUISÁN Y GORDO (1994). LOG EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS.**  
LA VARIABLE DEPENDIENTE ES LX: MODELO ESTIMADO EN 1-ETAPA SIN LA  
RESTRICCIÓN DE QUE EL COEFICIENTE DE EC SEA LA UNIDAD

El período muestral es: 1966-1992  
Observaciones incluidas: 27

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
DLCMI	0,763258	0,121734	6,269905	0,0000
DLPRX	-0,768050	0,087061	-8,822018	0,0000
LCMI (-1)	1,726106	0,181121	9,530102	0,0000
LPRX (-1)	-1,192981	0,133462	-8,938752	0,0000
D76	0,056825	0,017790	3,194177	0,0048
D79	0,092661	0,022646	4,091703	0,0006
C	6,152381	0,668256	9,206625	0,0000
LX (-1)	-0,042910	0,106761	-0,401927	0,6922
R <sup>2</sup> = 0,999404	$\sigma = 0,021096$		Akaike crit. inf.	-7,476147
Durbin-Watson	1,993292		Prob (estadístico-F)	0,000000

## 2.2. Exportaciones de bienes y servicios

La estimación de la función que considera las *exportaciones de bienes y servicios* ha sido estudiada por Fernández y Sebastián (1991), Molinas *et al.* (1990) y Mauleón y Sastre (1994, 1996). A continuación evaluaremos económicamente las funciones estimadas por Mauleón y Sastre. Las otras no las analizaremos aquí ya que usan como año base 1980 en vez de 1986 y/o su estimación termina en 1988.

### 2.2.1. La función de exportaciones de bienes y servicios a largo plazo

La *variable dependiente* a explicar es el logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios en términos reales, LX1.

Las variables explicativas son:

- El logaritmo del índice de comercio mundial, LW.
- El logaritmo de la demanda interna, LDI.
- El logaritmo del índice de tendencia de la competitividad de las exportaciones, elaborado por el Gabinete del Sector Exterior, LT.

La réplica de los resultados de la estimación conjunta de los coeficientes de estas variables, aparece en el cuadro 5 bajo la denominación coeficientes C (9), C (10) y C (11) y se comprueba que los resultados son los mismos.

### 2.2.2. La función de exportaciones de bienes y servicios a corto plazo

Las variables explicativas en el corto plazo son:

- La tasa de crecimiento del índice de comercio mundial, DLW.
- La tasa de crecimiento de la demanda interna, DLDI.
- La tasa de crecimiento del índice de tendencia de la competitividad de las exportaciones, DLT.
- La tasa de crecimiento de las importaciones de bienes y servicios (sin incluir turismo), DDMI.
- El término de corrección de error retardado un período.
- La variable artificial, D72 = (1 en 1972, 0 en el resto).
- La variable artificial, D86 = (1 en 1986, 0 en el resto).

Presentamos en el cuadro 5 la réplica de las estimaciones por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas realizadas por Mauleón y Sastre desde 1967 hasta 1992, con datos anuales en base 1986.

Como se puede observar en la primera mitad del cuadro 5 la estimación de los parámetros y sus errores estándar dan resultados similares a los del artículo de Mauleón y Sastre (1994). Para saber si se pueden interpretar las estimaciones de los parámetros, se ha realizado un estudio de contrastes de especificación a cada ecuación del sistema. Se contrasta la ausencia de *autocorrelación* de los errores de orden 1 y 2 en la ecuación de exportaciones de bienes y servicios y no se rechaza la hipótesis nula con unos p-valores de 0,49 y 0,36 respectivamente. Tampoco hay autocorrelación de orden 2 en el cuadrado de los errores, *heterocedasticidad* condicional autorregresiva, como lo indica el p-valor del contraste de heterocedasticidad condicional autorregresiva, ARCH (2), que es igual a 0,90. Por último, el autocorrelograma y el estadístico de Ljung-Box tampoco detectan autocorrelación en los primeros 12 retardos, ver Escribano (1996b).

Con esto podemos concluir que no hay evidencia estadística en contra de que la anterior estimación de la función de exportaciones de bienes y servicios sea correcta y que por tanto se puedan utilizar las estimaciones de las elasticidades-renta y elasticidades-precio.

**Cuadro 5: MAULEÓN Y SASTRE (1994). FUNCIÓN DE EXPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS. MÉTODO DE ESTIMACIÓN: MÍNIMOS CUADRADO NO LINEALES TRIETÁPICOS (3SLS). ECUACIÓN ESTIMADA CONJUNTAMENTE CON LAS IMPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS**

El período muestral es: 1967-1992

Ecuación de exportaciones:

$$DLX1 = C(1) + C(2)*DLW + C(3)*DLDI + C(4)*DLT + C(5)*D86 + C(6)*D72 + C(7)*DLM1 + C(8)*(LX1(-1) + C(9)*LW(-1) + C(10)*LDI(-1) + C(11)*LT(-1))$$

N.º de observaciones: 26

Instrumentos: C DLW DLT LT (-1) LW (-1) LDI (-1) D86 D72 D71 DLDI  
DLIED DLCP DLIR DLPR LIR (-1) LPR (-1) LM1 (-1) LX1 (-1)

Convergencia alcanzada después de 3 iteraciones

	Coeficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (1)	6,799408	1,534414	4,431274	0,0001
C (2)	1,080851	0,125065	8,642283	0,0000
C (3)	-1,496182	0,275524	-5,430308	0,0000
C (4)	-0,545059	0,085144	-6,401590	0,0000
C (5)	-0,051434	0,018189	-2,827831	0,0080
C (6)	0,059779	0,020199	2,959534	0,0058
C (7)	0,316787	0,118955	2,663087	0,0120
C (8)	-0,395807	0,060588	-6,532772	0,0000
C (9)	-2,558398	0,142582	-17,94339	0,0000
C (10)	0,924754	0,216988	4,261777	0,0002
C (11)	1,043149	0,186257	5,600582	0,0000
R <sup>2</sup>	0,899014	Media de la var. dependiente		0,086602
σ	0,020829	Durbin-Watson		2,232162

**Contrastes de Especificación**

Obs = n.º de observaciones

Contrastes de Autocorrelación

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 1, test-LM:

Estadístico-F	0,487653	p-valor	0,491688
Obs*R <sup>2</sup>	0,517770	p-valor	0,471795
Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 2, test-LM			
Estadístico-F	1,050983	p-valor	0,365789
Obs*R <sup>2</sup>	2,177164	p-valor	0,336694

Contraste de Heterocedasticidad

ARCH (2) Test:

Estadístico-F	0,106707	p-valor	0,899274
Obs*R <sup>2</sup>	0,241447	p-valor	0,886279

### 3. FUNCIONES DE IMPORTACIÓN: RÉPLICA Y ANÁLISIS ECONOMETRICO

En cuanto a las importaciones hemos visto que también hay dos tipos de enfoques. Los que estudian las importaciones no energéticas, como Fernández y Sebastián (1991) y Buisán y Gordo (1994), y los que analizan las importaciones de bienes y servicios (sin turismo), como Molinas *et al.* (1990) y Mauleón y Sastre (1994, 1996). A continuación analizaremos por separado los trabajos que comparten como año base 1986, cubren el período de 1966-1992 y tienen un mismo nivel de agregación temporal.

#### 3.1. Importaciones no energéticas

Buisán y Gordo (1994) siguiendo una metodología basada en los modelos de corrección de error, similar a la utilizada con las exportaciones, analizan las importaciones no energéticas desde 1966 hasta 1992. Econométricamente, la gran diferencia entre las ecuaciones de las importaciones y las exportaciones estriba en el valor del coeficiente del término de corrección de error que ya no es la unidad y por tanto el modelo dinámico de importaciones no energéticas, no se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) sino por mínimos cuadrados no lineales (NLS). Por otro lado se rompe la robustez en las estimaciones de los parámetros de largo plazo que se daba en el caso de las exportaciones, como veremos a continuación.

##### 3.1.1. La función de importaciones no energéticas en el largo plazo

En el cuadro 6 se presentan los resultados de estimar la relación de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) en una regresión con las variables sin diferenciar, como sugirieron Engle y Granger (1987).

La variable dependiente de la regresión es el logaritmo de las importaciones no energéticas en términos reales, LM. Las variables explicativas son:

- La constante.
- El logaritmo de la demanda final, LDF.
- El logaritmo de los precios relativos de los bienes no energéticos importados, con respecto a los precios industriales LPRM.
- La variable artificial DCEE = (1 desde 1987 hasta 1992, 0 en el resto).

Los resultados de estimar la ecuación de importaciones no energéticas propuesta por Buisán y Gordo se presentan en el cuadro 6. Los valores estimados son similares a los de Buisán y Gordo.

Gráficamente puede observarse como los errores de equilibrio de la ecuación del cuadro 6, ECMCEE, no son  $I(1)$  sino  $I(0)$  como era de esperar, ver Escribano (1996b). A su vez se realiza el *contraste de no-cointegración* de Engle y Granger (1987) y en principio se rechaza la existencia de una raíz unitaria. Este contraste es solo una aproximación ya que el valor crítico del ADF es más pequeño que el verdaderamente obtenido al considerar la variable artificial DCEE. En vista de lo cual se estudia el autocorrelograma de los residuos y se confirma que están cointegradas,  $I(0)$ , ver Escribano (1996b).

El anterior procedimiento de estimación de la relación de cointegración sólo es correcto si hay un único vector de cointegración (rango de cointegración = 1). Esta hipótesis se contrasta en el cuadro 7 mediante el contraste de cointegración de Johansen (1988).

**Cuadro 6: BUISÁN Y GORDO (1994): IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (M).**  
RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN ESTIMADA POR MCO.  
LA VARIABLE DEPENDIENTE ES: LOG (M)=LM

El período muestral es: 1965-1992  
Observaciones incluidas: 28

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
LDF	1,440633	0,048606	29,63925	0,0000
LPRM	-0,802815	0,173688	-4,622161	0,0001
DCEE	0,299682	0,035798	8,371523	0,0000
C	-6,923443	0,497347	-13,92076	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,990848	σ = 0,054927		Akaike crit. inf.	-5,671926
Durbin-Watson	1,429770	Prob (estadístico-F)		0,000000
ADF (DF Aumentado) estadístico-t			-3,359346	
Valores críticos de Mackinnon para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria				
1% valor crítico -2,6560    5% valor crítico -1,9546    10% valor crítico -1,6226				

**Cuadro 7: BUISÁN Y GORDO (1994): IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (M).**  
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

El período muestral es: 1965-1992  
Observaciones incluidas: 27  
Supuesto: Tendencia determinista lineal en los datos  
Series: LM LDF LPRM  
Intervalo de retardos: 1 to 1

Autovalor	Razón de Verosimilitud	5% Valor Crítico	1% Valor Crítico	Hipótesis N° de vect. coint.
0,418409	16,88678	15,41	20,04	como máximo 1 *
0,080062	2,253118	3,76	6,65	como máximo 2*
(**) indica rechazo de la hipótesis al nivel de significación del 5% (1%)				
El test de razón de verosimilitud indica 2 ecuaciones de cointegración al 5%				
Coeficientes de cointegración sin normalizar:				
LM	LDF	LPRM		
2,079387	-4,293709	2,979205		
-0,555843	1,019438	-4,201192		
1,801939	-2,652276	0,569721		
Coeficientes de cointegración normalizados: 1 ecuación de cointegración				
LM	LDF	LPRM	C	
1,000000	-2,064892	1,432733	-13,30964	
	(0,08562)	(0,31463)		

Se concluye, que al 1% de significación solo hay un vector de cointegración aunque al 5% podría haber dos. Sin embargo, es importante tener en cuenta que este procedimiento es asintóticamente válido y que utilizado como aproximación en pequeñas muestras tiende a encontrar un mayor número de vectores de cointegración que el verdadero. Por ello, y por lo difícil que resultaría justificar económicamente que pudiera haber más de una relación de equilibrio entre estas variables, desechamos el posible segundo vector de cointegración.

Estos resultados empíricos difieren marginalmente de los obtenidos por Buisán y Gordo y la diferencia estriba en que en nuestro análisis consideramos en primeras diferencias un retardo y por tanto equivale a considerar dos retardos sin diferenciar mientras que ellas sólo consideran uno. Los valores de las coeficientes de cointegración estimados por máxima verosimilitud difieren de los obtenidos anteriormente por MCO y esto requiere una explicación que daremos mas tarde. Antes de entrar en ella, estimaremos el modelo uniecuacional dinámico para replicar la mejor ecuación de importaciones estimada por Buisán y Gordo.

### 3.1.2. La función de importaciones no energéticas en el corto plazo

Los resultados aparecen en el cuadro 8 y son iguales a los del artículo. La anterior ecuación se estima por mínimos cuadrados no lineales (NLS) debido a que el coeficiente del término de corrección de error es distinto de la unidad, e igual a -0,33, y esto implica la no linealidad en los parámetros del modelo.

Para analizar la estabilidad de este parámetro se estima la ecuación por mínimos cuadrados recursivos. La constancia de este parámetro queda patente al estar siempre dentro del intervalo de confianza.

El modelo de corrección de error ajusta bien y el carácter aleatorio puro de los residuos (ruido blanco) de la ecuación de importaciones no energéticas parece claro. Para confirmar que no hay ningún tipo de estructura temporal en los residuos que invalide el análisis realizamos una evaluación mediante contrastes de especificación. Estos contrastes aparecen al final del cuadro 8. No se rechaza la hipótesis nula de no *autocorrelación* de segundo orden con un p-valor de 0,29. Tampoco se rechaza la hipótesis nula de ausencia de *heteroscedasticidad* de White y condicional Autorregresiva (ARCH) de orden dos con unos p-valores de 0,34 y 0,74 respectivamente. La *constancia de todos los parámetros* se analiza por varios procedimientos. El primero es el contraste de predicción de Chow donde no se rechaza la ausencia de cambio estructural a partir del año 1985 con un p-valor de 0,43. Los otros dos son los contrastes basados en la estimación recursiva del modelo. Mediante gráficos se representan los estadísticos CUSUM y CUSUMSQ, ver Escribano (1996b). Ambos están dentro de los intervalos de confianza del 95% y por tanto no se rechaza la constancia de los parámetros del modelo. El histograma de los residuos y el contraste de Jarque y Bera con un p-valor de 0,96 no rechazan que los errores sigan una *distribución normal*.

De los contrastes de especificación realizados concluimos que no hay evidencia en contra de que la función de importaciones no energéticas de Buisán y Gordo sea correcta y que por tanto se puedan interpretar las elasticidades estimadas.

### 3.1.3. Disquisiciones sobre la estimación de la relación de cointegración

A pesar de lo dicho anteriormente, quedan algunas incógnitas econométricas relacionadas con las anteriores estimaciones. ¿Cómo es posible que den resultados tan

**Cuadro 8: BUISÁN Y GORDO (1994). TASA DE CRECIMIENTO DE LAS IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS. LA VARIABLE DEPENDIENTE ES DLM: MODELO ESTIMADO POR NLS**

El período muestral es: 1966-1992

Observaciones incluidas: 27

Convergencia alcanzada después de 45 iteraciones

Ecuación de Importaciones:

$DLM = C(1) * DLDF + C(2) * DLPRM + C(3) * (LM(-1) - C(4) * LDF(-1) - C(5) * LPRM(-1)) + C(6) * D66 + C(7) * D78 + C(8)$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (1)	3,145643	0,260860	12,05873	0,0000
C (2)	-0,654625	0,136185	-4,806878	0,0001
C (3)	-0,333110	0,058903	-5,655202	0,0000
C (4)	2,097473	0,084911	24,70197	0,0000
C (5)	-0,882033	0,325331	-2,711190	0,0139
C (6)	0,097732	0,033259	2,938494	0,0084
C (7)	-0,066425	0,029642	-2,240904	0,0372
C (8)	-4,610490	0,672619	-6,854534	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,947212	$\sigma = 0,026314$	Akaike crit. inf.		-7,034104
Durbin-Watson	2,269894	Prob (estadístico-F)		0,000000

#### Contrastes de Especificación

Obs = n.º de observaciones

Contraste de Autocorrelación de Segundo Orden

Breusch-Godfrey, correlación serial test-LM:

Estadístico-F	1,332955	p-valor	0,289899
Obs*R <sup>2</sup>	3,660109	p-valor	0,160405

Contraste de Heterocedasticidad de White:

Estadístico-F	1,251722	p-valor	0,340536
Obs* R <sup>2</sup>	13,97480	p-valor	0,302321

Contraste de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva, ARCH (2):

Estadístico-F	0,304172	p-valor	0,740787
Obs* R <sup>2</sup>	0,672699	p-valor	0,714373

Contraste de Constancia de los Parámetros

Contraste de predicción de Chow : Predicción desde 1985 a 1992

Estadístico-F	1,083946	p-valor	0,438509
Log verosimilitud	15,69453	p-valor	0,046967

disparos procedimientos alternativos de estimación de la relación de cointegración? ¿Es necesaria la inclusión de la variable artificial DCEE para estimar la relación de cointegración por MCO? En el gráfico 1 de Escribano (1996b), representamos los términos de corrección de error: el de MCO sin DCEE que se denomina ECMOLS, el de máxima verosimilitud de Johansen, denominado ECMJH y el correspondiente al modelo de corrección de error estimado en una sola etapa por NLS, denominado ECMNLS. Este último es el correspondiente al cuadro 8. De esta comparación con-



cluimos que los métodos de Johansen y NLS dan resultados similares pero que a simple vista no está claro que los errores de equilibrio sean estacionarios. Como prueba de que las estimaciones son similares hemos estimado el modelo de corrección de error en las siguientes 2-etapas. Primero, estimando la relación de cointegración por Johansen y luego sustituyendo los errores de equilibrio retardados en el modelo dinámico. El resultado de este ejercicio se encuentra en el cuadro 9.

Un resultado similar, pero un poco más extremo, se da cuando consideramos los errores de MCO sin DCEE. La conclusión cambia si en la estimación por MCO se incluye la variable artificial DCEE, como puede verse en la diferente evolución temporal de la variable ECMCEE representada en la segunda figura del gráfico 1 y la ECMOLS de la primera figura del Gráfico 1, ver Escribano (1996b).

### 3.2. Importaciones de bienes y servicios

A continuación analizaremos las importaciones de bienes y servicios de Mauleón y Sastre (1994, 1996a), presentaremos nuestras estimaciones de sus ecuaciones así como el correspondiente análisis econométrico.

#### 3.2.1. La función de importaciones de bienes y servicios a largo plazo

La variable dependiente a explicar es el logaritmo de las importaciones de bienes y servicios (sin turismo) en términos reales.

Las variables explicativas son:

- El logaritmo de las exportaciones de bienes y servicios (sin turismo), LX1.
- El logaritmo de la inversión en termino reales, medida por la formación bruta de capital fijo, LIR.
- El logaritmo del indicador de competitividad de las importaciones, LPR.

La estimación de estos parámetros se hace conjuntamente con los de corto plazo y con la ecuación de exportaciones y se presentan en el cuadro 10.

#### 3.2.2. La función de importaciones de bienes y servicios a corto plazo

La *variable dependiente* a explicar es la tasa de crecimiento de las importaciones de bienes y servicios en términos reales, DLM1.

Cuadro 9: LA VARIABLE DEPENDIENTE ES: DLM

Período muestral: 1966-1992				
Observaciones incluidas: 27				
Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
DLDF	3,256153	0,259723	12,53701	0,0000
DLPRM	-0,764899	0,123803	-6,178381	0,0000
ECMJH (-1)	-0,344641	0,050390	-6,839455	0,0000
D66	0,068474	0,030335	2,257212	0,0348
D78	-0,067122	0,030144	-2,226713	0,0370
Constante	-4,634477	0,675300	-6,862845	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,937545	σ = 0,027225	Akaike crit. inf.		-7,014096
Durbin-Watson	1,942868	Prob (estadístico)		0,000000

Las variables explicativas son:

- La variable ficticia  $D71 = (1 \text{ en } 1971, 0 \text{ en el resto})$ .
- La tasa de crecimiento de la inversión extranjera directa,  $DLIED$ .
- La tasa de crecimiento del consumo privado interior,  $DLCP$ .
- La tasa de crecimiento de la inversión en términos reales,  $DLI$ .
- Tasa de crecimiento del indicador de la competitividad de las importaciones,  $DLPR$ .
- El término de corrección de error.

Los resultados de la estimación por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas (3SLS) del sistema de ecuaciones que incluye las importaciones y las exportaciones de bienes y servicios, son numéricamente iguales a los de Mauleón y Sastre y se resumen en el cuadro 10.

Se realiza una evaluación del modelo mediante contrastes de hipótesis. No se rechaza la ausencia de autocorrelación de primer y segundo orden con unos p-valores de 0,56 y 0,68 respectivamente. Se contrasta la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva de segundo-orden, ARCH (2), con un p-valor de 0,08. El correlograma cruzado de los residuos de las ecuaciones de exportación e importación indica que no existe ni correlación contemporánea, ni correlación serial entre ellos.

#### 4. ESTUDIO COMPARADO DE LAS ECUACIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN

En esta sección se evalúan competitivamente las anteriores contribuciones. Para ello seleccionaremos características básicas de cada especificación y contrastaremos si al tenerlas en cuenta en la otra base de datos mejoran las especificaciones propuestas en cada trabajo. En concreto, con la base de datos de Buisán y Gordo (1994) evaluaremos la cuestión de la estimación conjunta del sistema, así como las interacciones contemporáneas entre exportaciones e importaciones, sugeridas por Mauleón y Sastre. Por otro lado, con la base de datos de Mauleón y Sastre (1994, 1996a) evaluaremos la posible pérdida derivada de la estimación del sistema por métodos uniecuacionales, siguiendo las sugerencias de Buisán y Gordo.

Los resultados de estimar conjuntamente las ecuaciones de exportaciones e importaciones de Buisán y Gordo se encuentran en el cuadro A.1 del Anexo I. Comprobamos que todos los p-valores son mayores que 0,05 y por tanto no hay ninguna evidencia de que los residuos tengan autocorrelación y/o heterocedasticidad. Lo mismo se comprueba con los autocorrelogramas y con el correlograma cruzado de los residuos.

A continuación, analizamos la hipótesis de interrelación entre exportaciones e importaciones y los resultados se presentan en el cuadro A.2 del Anexo I. Siguiendo a Mauleón y Sastre (1994 y 1996a), hemos incluido la tasa de crecimiento de las importaciones ( $DLM$ ) en la ecuación de exportaciones de forma contemporánea y su coeficiente,  $C$  (8), no es significativo con un p-valor de 0,60. Lo mismo ocurre con la inclusión de las exportaciones ( $LX$ ) en el largo plazo de las importaciones con un p-valor de 0,57 para el coeficiente  $C$  (19). Por tanto, con esta base de datos y la especificación concreta de Buisán y Gordo no se rechaza la hipótesis nula de que no hay efecto interacción entre exportaciones e importaciones.

**Cuadro 10: MAULEÓN Y SASTRE (1994). FUNCIÓN DE IMPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS. MÉTODO DE ESTIMACIÓN: MÍNIMOS CUADRADOS NO LINEALES TRIETÁPICOS (3SLS). ECUACIÓN ESTIMADA CONJUNTAMENTE CON LAS EXPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS**

Período muestral: 1967-1992

Observaciones incluidas: 26

Ecuación de importaciones:

DLM1 = C (12)\*D71+C (13)\*DLIED+C (14)\*DLCP+C (15)\*DLIR  
 +C (16)\*DLPR+C (17)\* (LM1 (-1)+C (18)\*LIR (-1)+C (19)\*LPR (-1)  
 +C (20)\*LX1 (-1))

Instrumentos: C DLW DLT LT (-1) LW (-1) LDI (-1) D86 D72 D71 DLDI  
 DLIED DLCP DLIR DLPR LIR (-1) LPR (-1) LM1 (-1) LX1 (-1)

Convergencia alcanzada despues de 3 iteraciones

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (12)	-0,079264	0,020928	-3,787498	0,0006
C (13)	-0,068484	0,018982	-3,607883	0,0010
C (14)	1,347559	0,399595	3,372312	0,0020
C (15)	0,505594	0,127764	3,957252	0,0004
C (16)	-0,142639	0,045017	-3,168516	0,0034
C (17)	-0,628457	0,070250	-8,946046	0,0000
C (18)	-0,678373	0,025554	-26,54695	0,0000
C (19)	0,391849	0,025796	15,19004	0,0000
C (20)	-0,499776	0,021774	-22,95324	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,945752	σ = 0,021077		Durbin-Watson	
2,223596				

*Correlograma Cruzado*

De los residuos de la ecuación de exportación (RESIDX) y los residuos de la ecuación de importación (RESIDM)

El período muestral es: 1966-1992

Observaciones incluidas: 26

Las correlaciones son aproximaciones consistentes

	RESIDX, RESIDM (-i)	RESIDX, RESIDM (+i)
i	retardo	adelanto
0	0,0983	0,0983
1	0,0929	-0,2181
2	0,0942	0,1573
3	0,3275	-0,0776
4	-0,4133	-0,0682
5	-0,0219	0,2372
6	-0,2493	-0,0682
7	0,2496	0,1700
8	0,2637	-0,2333
9	-0,1973	-0,2123
10	-0,0356	0,0467
11	-0,1526	0,1079
12	0,0321	0,0001

Con respecto a la base de datos de Mauleón y Sastre (1994, 1996a), un tema interesante es la ganancia que han obtenido por el hecho de estimar esta ecuación simultáneamente con las importaciones de bienes y servicios. Para ello hemos comparado esta estimación con la que se obtendría de estimar el sistema por métodos uniecuacionales (MCO, etc.) y los resultados se presentan en el cuadro A.3 del Anexo I.

Del anterior ejercicio podemos concluir que debido a que los resultados de la estimación son muy parecidos y debido a que el modelo uniecuacional también pasa toda la batería de contrastes de especificación *realizados* (*autocorrelación*, *heterocedasticidad* y *constancia de parámetros* con p-valores son mayores que 0,05), no hay evidencia de que esta nueva estimación alternativa del mismo modelo esté mal especificada.

Nótese, que los coeficientes de los términos del largo plazo no coinciden con los anteriores debido a que están todos multiplicados por el coeficiente del término de corrección de error. La razón principal de que no haya importantes ganancias en eficiencia con la estimación simultánea es debido a que *el sistema de ecuaciones es casi recursivo*.

Al igual que hicimos con la ecuación de exportaciones estimamos la ecuación de importaciones de Mauleón y Sastre separadamente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y los resultados obtenidos son muy similares, ver cuadro A.4 del Anexo I. Esta ecuación no muestra ningún síntoma de mala especificación a pesar de haber sido estimada por métodos uniecuacionales. Para convencerse de ello no hay más que observar que los p-valores de los contrastes de especificación realizados (*autocorrelación* de orden 1 y 2, *heterocedasticidad* de White y ARCH (2) y *constancia* de los parámetros) son todos mayores que 0,05.

Estos resultados confirman la posibilidad, antes mencionada, de que el sistema de ecuaciones de Mauleón y Sastre sea prácticamente recursivo y que por tanto es lógico que no haya mejoras significativas por el hecho de estimar el sistema conjuntamente. Para mayor seguridad también se estimó el correlograma cruzado de los residuos de las dos ecuaciones (exportaciones e importaciones), ninguno de ellos salió significativo y ni siquiera el correspondiente a la correlación contemporánea.

## 5. ACTUALIZACIÓN DE LAS ECUACIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN ESTIMADAS

A continuación analizaremos la robustez de las estimaciones al ampliar el período muestral de 1992 a 1994. Si la actualización conlleva una revisión de los datos puede inducir cambios significativos en las estimaciones de los parámetros que requieran nuevas especificaciones econométricas y esto es lo que se quiere evaluar en esta sección.

La función de exportaciones de Buisán y Gordo (1994) predice bien el año 1993 pero comete un error de predicción del año 1994 significativamente distinto de cero (t-ratio de 2.88). Para resolver este problema buscaremos especificaciones alternativas que sean capaces de predecir bien las exportaciones de 1994 sin que por otro lado pierdan las características fundamentales del modelo propuesto por Buisán y Gordo (1994).

El modelo que sugerimos de ecuación de exportaciones no energéticas desde 1967 hasta 1994 se encuentra en el siguiente cuadro 11a.

Cuadro 11a: LOG EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (LX).  
ESTIMACIÓN (1967-1994)

Modelización de LX por mínimos cuadrados ordinarios (MCO)  
El período muestral es: 1967 a 1994

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
Constante	5,2381	0,18293	28,635	0,0000
DLX_1	0,21675	0,069186	3,133	0,0050
D79	0,080047	0,021034	3,806	0,0010
LCMI_1	1,6988	0,011350	149,673	0,0000
LPRX_1	-1,0386	0,034103	-30,456	0,0000
D2LCMI	0,78693	0,071747	10,968	0,0000
DLPRX	-0,65189	0,068837	-9,470	0,0000
$R^2 = 0,999457$		$F(6, 21) = 6444,3 [0,0000]$		
$\sigma = 0,0193804$		Durbin-Watson = 1,95		

Este nuevo modelo basado en la formulación sugerida por Escribano (1996b) hasta 1992 no tiene evidencia de estar mal especificado ya que pasa todos los contrastes realizados y todas las variables explicativas del cuadro 11a son significativas.

Las novedades frente a la ecuación de exportaciones anterior, ver cuadro 4a, son las siguientes:

- La aceleración del comercio con los países industrializados sustituye a la su tasa de crecimiento.
- El primer retardo de la tasa de crecimiento de las exportaciones entra en la ecuación.
- Desaparece la variable artificial D76.

Cuadro 11b: CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN. LOG EXPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (LX). ESTIMACIÓN (1967-1994)

Contraste de Autocorrelación\*  
AR 1-2  $F(2, 19) = 1,8944 [0,1777]$   
Contraste de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva  
ARCH 1  $F(1, 19) = 0,07549 [0,7865]$   
Contraste de Normalidad  
Normalidad  $\chi^2(2) = 2,0586 [0,3573]$   
Contraste de Nolinealidad  
 $\chi^2 F(11, 9) = 1,1012 [0,4498]$   
Contraste de Forma Funcional  
RESET  $F(1, 20) = 0,069951 [0,7941]$   
\* p-valores entre corchetes

A continuación estimamos la nueva formulación de la ecuación de importaciones de Buisán y Gordo (1994) desde 1967 hasta 1994 y el resultado aparece en el cuadro 12a.

Esta reformulación de la ecuación de importaciones no energéticas pasa todos los contrastes de especificación muestral con un ajuste parecido al de la ecuación estimada hasta 1992. El retardo de primer orden de la tasa de variación de los precios relativos de los bienes de importación es más significativo que antes, con un t-ratio de 2,36 y las elasticidades de largo plazo han aumentado.

**Cuadro 12a: TASA DE CRECIMIENTO DE LAS IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (DLM). ESTIMACIÓN (1967-1994)**

El período muestral es: 1967 a 1994

Observaciones incluidas: 28

Convergencia alcanzada después de 4 iteraciones

DLM = C (21)\*DLDF+C (22)\*DLPRM+C (23)\* (LM (-1)-C (24)\*LDF (-1)  
-C (25)\*LPRM (-1)-C (26))+C (27)\*D7078+C (28)\*DLPRM (-1)

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (21)	3,346011	0,213214	15,69320	0,0000
C (22)	-0,754329	0,124275	-6,069825	0,0000
C (23)	-0,343536	0,049942	-6,878674	0,0000
C (24)	2,221894	0,073877	30,07562	0,0000
C (25)	-1,535787	0,307528	-4,993971	0,0001
C (26)	-15,13735	0,785837	-19,26271	0,0000
C (27)	0,078725	0,019210	4,098111	0,0006
C (28)	0,297518	0,125757	2,365809	0,0282
R <sup>2</sup> = 0,959352	σ = 0,022955	Akaike crit. inf.	-7,313476	
Durbin-Watson	1,914833	Prob (estadístico-F)	0,000000	

**Cuadro 12b: CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN. TASA DE CRECIMIENTO DE LAS IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS (DLM). (1967-1994)**

Obs = n.º de observaciones

Breusch-Godfrey, correlación serial test-LM Test:

Estadístico-F	0,071355	p-valor	0,931393
Obs*R <sup>2</sup>	0,220247	p-valor	0,895723

Contraste de heterocedasticidad condicional autorregresiva: test-ARCH

Estadístico-F	0,193395	p-valor	0,825483
Obs* R <sup>2</sup>	0,430009	p-valor	0,806538

Contraste de heterocedasticidad de White:

Estadístico-F	0,486077	p-valor	0,903026
Obs* R <sup>2</sup>	9,620878	p-valor	0,789343

Para confirmar el resultado de que los parámetros de la ecuación de importaciones no cambian con la revisión y actualización de los datos hasta 1994 realizamos contrastes de predicción extra muestral y analizamos la significación de los errores mediante el contraste de predicción de Chow. Los resultados se encuentran en el cuadro 13.

Al ser los p-valores de los contrastes conjuntos, estadístico-F y razón de verosimilitud, mayores que 0.05 no se rechaza la no significatividad de los errores de predicción y concluimos que el modelo de importaciones no energéticas (cuadro 12a) sigue siendo válido durante la última parte de la muestra, 1993-1994.

A continuación realizamos el mismo tipo de ejercicio con las ecuaciones de Mauleón y Sastre (1994, 1996a). La estimación del modelo que resulta de ampliar el período muestral desde 1992 hasta 1994 se presenta en el cuadro 14. Como puede observarse los resultados de la estimación (3SLS) de las funciones de exportación e importación de Mauleón y Sastre (1994, 1996a), al ampliar el período muestral desde 1992 a 1994, cambian considerablemente. Por ello, a continuación examinaremos la estabilidad de los parámetros de las funciones de exportación e importación estimadas ecuación por ecuación, ver cuadro 15.

El aparente cambio estructural en ambas ecuaciones se confirma con el contraste de estabilidad de los parámetros basado en los errores de predicción cometidos fuera de la muestra durante los años 1993 y 1994 (cuadro 15).

Vemos que ambos contrastes de estabilidad extramuestral de los parámetros realizados, mediante el estudio de la significación conjunta de los errores de predicción cometidos durante 1993 y 1994, indican un claro rechazo de la estabilidad al 5% de significación. Por tanto, hay cambio estructural en las ecuaciones de exportaciones e importaciones estimadas por Mauleón y Sastre (1994, 1996a) y se abre la posibilidad de mejorar su modelo del sector exterior.

En vista de la evidencia de cambio estructural y de los resultados previos de Escribano (1996b), Mauleón y Sastre (1996b) reconsideraron la especificación de sus ecuaciones del sector exterior. La nueva formulación y estimación de los parámetros de las ecuaciones de exportaciones e importaciones está resumida en el cuadro 16 an-

**Cuadro 13: CONTRASTES DE ESTABILIDAD EXTRAMUESTRAL (1993-1994) DE LAS FUNCIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN**

<i>Ecuación de Exportaciones (Cuadro 11a)</i>			
Contrastes de constancia de los parámetros durante el período de 1993 a 1994			
Contraste de predicción de Chow: período de 1993 a 1994			
Estadístico-F	0,827058	p-valor	0,452477
Test de Razón de verosimilitud	2,337317	p-valor	0,310784
<i>Ecuación de Importaciones (Cuadro 12a)</i>			
Contrastes de constancia de los parámetros durante el período de 1993 a 1994			
Contraste de predicción de Chow: período de 1993 a 1994			
Estadístico-F	1,318145	p-valor	0,292259
Test de Razón de verosimilitud	3,827024	p-valor	0,147561

**Cuadro 14: MAULEÓN Y SASTRE (1994). FUNCIÓN DE EXPORTACIONES E IMPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS. MÉTODO DE ESTIMACIÓN: MÍNIMOS CUADRADOS NO LINEALES TRIETÁPICOS (I3SLS). (1967-1994)**

El período muestral es: 1967-1994

Método de estimación: Mínimos cuadrados no lineales en tres etapas

Instrumentos: C DLW DLT LT (-1) LW (-1) LDI (-1) D86 D72 D71 DLDI

DLIED DLCP DLIR DLPR LIR (-1) LPR (-1) LM1 (-1) LX1 (-1)

Convergencia alcanzada después de 4 iteraciones

*Ecuación de exportaciones:*

$$\begin{aligned} \text{DLX1} = & C(1) + C(2)*\text{DLW} + C(3)*\text{DLDI} + C(4)*\text{DLT} + C(5)*\text{D86} \\ & + C(6)*\text{D72} + C(7)*\text{DLM1} + C(8)*(\text{LX1}(-1)) + C(9)*\text{LW}(-1) + C(10)*\text{LDI}(-1) \\ & + C(11)*\text{LT}(-1) \end{aligned}$$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (1)	4,901513	1,792049	2,735145	0,0096
C (2)	0,846665	0,141557	5,981093	0,0000
C (3)	-1,118076	0,329185	-3,396498	0,0017
C (4)	-0,349964	0,088741	-3,943651	0,0004
C (5)	-0,058480	0,022765	-2,568863	0,0145
C (6)	0,051324	0,025326	2,026574	0,0502
C (7)	0,296398	0,156293	1,896427	0,0660
C (8)	-0,279986	0,067182	-4,167586	0,0002
C (9)	-2,449042	0,253868	-9,646902	0,0000
C (10)	0,880780	0,384557	2,290377	0,0280
C (11)	1,096346	0,337369	3,249694	0,0025
R <sup>2</sup>	0,841892	σ		0,025542
Durbin-Watson	1,616899	Observaciones:	28	

*Ecuación de Importaciones:*

$$\begin{aligned} \text{DLM1} = & C(12)*\text{D71} + C(13)*\text{DLIED} + C(14)*\text{DLCP} + C(15)*\text{DLIR} \\ & + C(16)*\text{DLPR} + C(17)*(\text{LM1}(-1)) + C(18)*\text{LIR}(-1) + C(19)*\text{LPR}(-1) \\ & + C(20)*\text{LX1}(-1) \end{aligned}$$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (12)	-0,082510	0,024530	-3,363705	0,0018
C (13)	-0,050971	0,021432	-2,378274	0,0228
C (14)	1,706493	0,449891	3,793121	0,0005
C (15)	0,401221	0,143442	2,797104	0,0082
C (16)	-0,107669	0,051045	-2,109275	0,0419
C (17)	-0,568804	0,078287	-7,265646	0,0000
C (18)	-0,666253	0,033089	-20,13512	0,0000
C (19)	0,420003	0,029777	14,10499	0,0000
C (20)	-0,525116	0,028269	-18,57588	0,0000
R <sup>2</sup>	0,927879	σ		0,024231
Durbin-Watson	1,979871	Observations:	28	



**Cuadro 15: CONTRASTES DE ESTABILIDAD EXTRAMUESTRAL (1993-1994) DE LAS FUNCIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN DE MAULEÓN Y SASTRE (1994). ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS**

*Ecuación de Exportaciones*

Contrastes de constancia de los parámetros durante el período de 1993 a 1994

Predicción  $\chi^2 (2) = 32,398 [0,0000]$  \*\*

Chow F (2, 15) = 5,2103 [0,0191] \*

*Ecuación de Importaciones*

Contrastes de constancia de los parámetros durante el período de 1993 a 1994

Predicción  $\chi^2 (2) = 12,052 [0,0024]$  \*\*

Chow F (2, 17) = 4,0758 [0,0358] \*

\* Significativo al 5% \*\* Significativo al 1%

**Cuadro 16: MAULEÓN Y SASTRE (1996B). FUNCIONES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN DE BIENES Y SERVICIOS (1967-1994)**

El período muestral es: 1967-1995

Método de estimación: Máxima verosimilitud

*Ecuación de exportaciones:*

$$DLX1 = C (1)*DLW + C(2)*DLIR + C (3)*DLT + \\ + C (4)* (LX1 (-1) + C (5) + C (6)*LW (-1)+ C (7)*LIR (-1) + C (8)*LT (-1)) + \varepsilon x$$

*Ecuación de Importaciones:*

$$DLM1 = C (9)*DLX + C (10)*DLIR + C (11)*DLPR + \\ + C (12)* (LM1 (-1) + C (13)*LX1 (-1) + C (14)*LIR (-1) \\ + C (15)*LPR (-1)) + \varepsilon m$$

	<i>Exportaciones</i>			<i>Importaciones</i>	
	Coefficiente	t-ratio		Coefficiente	t-ratio
C (1)	0,98	12,1	C (9)	0,27	6,4
C (2)	-0,12	-3,3	C (10)	0,7	28,8
C (3)	0,41	11,8	C (11)	-0,24	-7,5
C (4)	-0,47	-12,5	C (12)	-0,54	-6,5
C (5)	-4,0	-4,4	C (13)	-0,49	-23,3
C (6)	-2,08	-48,3	C (14)	-0,7	-28,8
C (7)	-0,88	-13,6	C (15)	0,44	18,5
C (8)	0,27	3,6			
$\sigma$ (pseudo) = 0,025542		$\sigma$ (1967-1979) = 0,041	$\sigma$ (1980-1995) = 0,015		

terior. El nuevo modelo propuesto por Mauleón y Sastre (1996b) se estima por máxima verosimilitud y en forma de modelo de ajuste parcial con restricciones. Las restricciones son de igualdad a corto y largo plazo de la elasticidad de la inversión en las importaciones y de nulo impacto a largo plazo de los precios relativos en las importaciones. De esta especificación inicial se deriva posteriormente la formulación del cuadro 16 en forma de modelo de corrección de error.

El que hayan utilizado como método de estimación máxima verosimilitud en vez de mínimos cuadrados no lineales en tres etapas, es una alternativa clara en línea con los resultados de Escribano (1996b) y los resultados de la sección 5, ver cuadros A.2 y A.3, ya que como mencionamos anteriormente, el sistema es casi recursivo, no se observan grandes sesgos por la endogeneidad de los regresores y tampoco se rechaza la Gaussianidad de los errores.

Similares comentarios son válidos para el nuevo sistema de ecuaciones estimado ya que ahora las exportaciones entran como variable explicativa en la ecuación de importaciones a corto y largo plazo, pero las importaciones no entran en la ecuación de las exportaciones. Es decir existe una clara relación de causalidad de Granger unidireccional de las exportaciones a las importaciones. Esta relación de causalidad es clara a largo plazo. Seguramente, dada la relación contemporánea existente también se daría la relación de causalidad a corto plazo de exportaciones a importaciones si se utilizara un mayor nivel de desagregación temporal (datos trimestrales, mensuales, etc.). En esta nueva especificación contrastan las ecuaciones del cuadro 16 frente a los modelos de corrección de error no lineales introducidos en Escribano (1986, 1996c) y no encuentran evidencia de no linealidad en el ajuste hacia el equilibrio.

Los principales hechos diferenciales de Mauleón y Sastre (1996b) frente a las versiones de Mauleón y Sastre (1994, 1996a) son:

- Menor número de variables explicativas.
- No hay interacción bidireccional entre exportaciones e importaciones.
- No utilizan variables instrumentales en la estimación del sistema.

En concreto, con respecto a la ecuación de exportaciones a largo plazo sustituyen la demanda interna por la inversión. A corto plazo también sustituyen la demanda interna por la inversión y eliminan la variable importaciones así como las variables ficticias D72 y D86. Con respecto a la ecuación de importaciones a largo plazo, mantienen las mismas variables explicativas y añaden un término constante a la relación de cointegración. Incorporan mayores cambios a corto plazo ya que eliminan la inversión extranjera directa, el consumo privado y la variable ficticia D71. Por último, añaden las exportaciones al corto plazo de la ecuación de importaciones.

En resumen, en esta última versión del sector exterior de Mauleón y Sastre (1996b) las exportaciones no se ven afectadas por las importaciones pero sin embargo, las exportaciones sí influyen en las exportaciones tanto a corto como a largo plazo.

## 6. CONCLUSIONES

En cuanto a las *bases de datos*, tanto Buisán y Gordo (1994) como Mauleón y Sastre (1994, 1996a), consideran como año base 1986. Sin embargo, Buisán y Gordo, utilizan un nivel de desagregación mayor y consideran solo las exportaciones e importaciones de bienes no energéticos. Similar desagregación fue llevada a cabo por Fernández y Sebastián (1991) para el caso de las importaciones. Los trabajos de

Buisán y Gordo (1994) y Mauleón y Sastre (1994, 1996a) utilizan un nivel de desagregación temporal común y analizan un período temporal común que va desde 1966 hasta 1992. Estos hechos son los que nos han permitido hacer comparaciones entre los resultados de cada artículo.

En cuanto a los resultados del *análisis econométrico* de estos modelos podemos extraer las siguientes conclusiones: Las estimaciones de las exportaciones e importaciones no energéticas de Buisán y Gordo no presentan ningún signo de mala especificación estadística. Sin embargo, podría haber ganancias en eficiencia en la estimación de los parámetros mediante la utilización de métodos econométricos de ecuaciones simultáneas. Las estimaciones de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios sin incluir turismo, de Mauleón y Sastre, tampoco presentan signos de mala especificación estadística. Sin embargo, no parece haber grandes ganancias en eficiencia por utilizar métodos de ecuaciones simultáneas en la ecuaciones de Mauleón y Sastre. No es posible hacer una comparación econométrica anidada de las anteriores ecuaciones de exportaciones o importaciones por utilizar variables dependientes con distinto nivel de agregación.

Del análisis detallado de las anteriores ecuaciones hemos podido extraer los siguientes *aspectos econométricos* de interés empírico: La interpretación de los coeficientes estimados de cada variable se debe hacer siempre teniendo en cuenta la especificación del resto de las variables explicativas. De lo contrario se podrían obtener resultados absurdos.

Se indica, en base a un ejemplo empírico, como obtener estimadores con distribuciones estándar de los parámetros de cointegración cuando en realidad su distribución no es estándar. También se menciona, cómo realizar un contraste sobre si el coeficiente de ajuste al equilibrio es unitario o no, en un modelo de corrección de error.

Mediante la comparación de los resultados de aplicar tres estimadores consistentes de los parámetros de cointegración (mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados no lineales y máxima verosimilitud) se analizan las ventajas e inconvenientes de cada uno de ellos. Se concluye recomendando realizar esta comparación mas a menudo ya que suele ser muy explicativa de posibles cambios estructurales a corto y/o largo plazo.

En cuanto a la conveniencia o no de *desagregar en exportaciones e importaciones energéticas y no energéticas*, extraemos las siguientes conclusiones. Buscar el nivel de agregación adecuado depende del objetivo del trabajo a realizar. *A priori* en este caso concreto, ambas opciones son razonables. Se demuestra que si el objetivo es estimar elasticidades renta y precio constantes durante el período de 1966 a 1992, ambos niveles de agregación son válidos. Obviamente la interpretación de los resultados y los valores numéricos serán distintos, como es de esperar. La ventaja de modelizar las importaciones no energéticas deriva de que con tan solo dos variables explicativas, una de escala (la demanda final) y otra los precios relativos (competitividad), se pueden estimar correctamente elasticidades a corto y largo plazo. Este no es el caso de las funciones de importación de bienes y servicios de Mauleón y Sastre (1994) donde al menos a corto plazo hay que incluir muchas otras variables. Lo mismo ocurre con la ecuación de las exportaciones ya que las exportaciones no energéticas con tan sólo dos variables, una de escala (el comercio mundial de los países industrializados) y otra los precios relativos, se pueden estimar las elasticidades precio y renta a corto y largo plazo. Este no es el caso de las exportaciones de bienes y servicios de Mauleón y Sastre (1994, 1996a) donde al menos a corto plazo hay que incluir muchas otras variables explicativas.

Sobre si conviene o no *desagregar entre consumo e inversión* para estimar las elasticidad renta. La respuesta sería negativa si estuviéramos analizando las importaciones no energéticas ya que, sin necesidad de recurrir a esa desagregación, se pueden obtener buenos resultados. Sin embargo, sí parece recomendable cuando lo que se está analizando son las importaciones de bienes y servicios sin turismo.

Sobre la evidencia de *cambio estructural* en las funciones propuestas. La respuesta es que no hay evidencia estadística de haya habido algún cambio estructural en el análisis dinámico condicional, como se demuestra con los contrastes de constancia de los parámetros hechos en la evaluación econométrica intramuestral de cada ecuación. Sin embargo, la contestación definitiva a esta pregunta tendría que venir del ejercicio de predicción fuera de la muestra. Este tema está fuera del objetivo del presente trabajo y merecerá la pena darle una consideración especial en futuros estudios del sector exterior.

La no evidencia de cambio estructural condicional se mantiene incluso considerando la *incorporación de España a la CEE*. Obviamente, sí ha habido impacto sobre el sector exterior a nivel univariante por la entrada en la CEE. Pero ese impacto viene explicado por el similar cambio ocurrido en algunas de las variables explicativas del modelo, de forma que condicionalmente no se observa ningún cambio estructural a lo largo de todo el período. Esta explicación del posible cambio estructural queda confirmada por el hecho de que en el largo plazo de las importaciones no energéticas, ver estimación cuadro 6, sí ha sido necesaria la inclusión de una variable artificial (DCEE) en la estimación en 2-etapas que recogiera el impacto de la entrada en la CEE. Para una discusión mas general de este tema ver Escribano (1996a).

El estudio de la *simultaneidad* entre exportaciones e importaciones de Buisán y Gordo (1994) parece indicar (correlograma cruzado) que podría haber una pequeña ganancia en términos de eficiencia en la estimación de los parámetros. Este resultado no se mantiene con la base de datos de Mauleón y Sastre (1994, 1996a) ya que su sistema de ecuaciones es casi recursivo.

Las *interacciones entre exportaciones e importaciones*, de bienes y servicios, encontradas por Mauleón y Sastre (1994, 1996a) no se mantienen con las ecuaciones y la base de datos de Buisán y Gordo (1994). La tasa de crecimiento de las importaciones no energéticas no afecta de forma contemporánea a la tasa de crecimiento de las exportaciones no energéticas. Y a su vez, tampoco afectan las exportaciones no energéticas a largo plazo a las importaciones no energéticas a largo plazo.

La nueva metodología de evaluación empírica obtenida a través del análisis comparativo de distintas bases de datos y de la utilización de distintos procedimientos consistentes de estimación de parámetros, puede dar una idea clara de la *robustez y transcendencia de las conclusiones y especificaciones* estimadas y es sorprendente que estos estudios globalizadores (encompassing) no se realicen más a menudo.

En la última sección de este artículo hemos visto como las anteriores especificaciones econométricas son válidas condicionalmente. Si se amplía o se reduce el conjunto de información o bien el período temporal en el que estamos condicionando, las conclusiones pueden cambiar. De hecho, así ocurre con las ecuaciones de exportaciones e importaciones de bienes y servicios de Mauleón y Sastre (1994, 1996a) y con la ecuación de exportaciones de Buisán y Gordo (1994). Los cambios que sugieren Mauleón y Sastre (1996b) para evitar este problema suponen grandes modificaciones con respecto a los modelos inicialmente propuestos en anteriores trabajos. Sin embargo con pequeños cambios en las ecuaciones de exportaciones e importaciones de Buisán y Gordo (1994) sus ecuaciones se mantienen estables hasta 1994

Las razones de por qué los parámetros de los modelos cambian son muy diversas y van desde: cambios económicos, cambios institucionales o sociales exógenos, cambios determinísticos, cambios debidos a variaciones en la política económica, ver Lucas (1976), hasta la existencia de no linealidades o asimetrías en los modelos, ver Burgess *et al.* (1996), Escribano and Pfann (1998), etc. Para un estudio interesante y polémico sobre predicción con modelos econométricos ante cambios estructurales ver Hendry (1997).

Como economista, es difícil estar satisfecho con obtener cada vez resultados distintos al realizar pequeños cambios en las bases de datos y/o en las variables consideradas. Creemos que es muy importante *analizar la robustez de las conclusiones empíricas* ante cambios de contexto mediante la comparación de los resultados de estimación obtenidos con distintas bases de datos, aunque esto suponga tener que asignar muchas mas horas de las esperadas a los trabajos de investigación empíricos. La metodología empírica propuesta en este artículo, basada en la contratación de hipótesis con diferentes bases de datos, es una línea de investigación alternativa a la comúnmente seguida en los trabajos empíricos.

# ANEXO I

**Cuadro A.1: ECUACIONES DE EXPORTACIONES E IMPORTACIONES NO ENERGÉTICAS.  
MODELO DE BUISÁN Y GORDO (1994). ESTIMACIÓN SIMULTÁNEA (SURE)**

Método de estimación: Regresiones lineales aparentemente no relacionadas (SURE)

El período muestral es: 1966-1992

Convergencia alcanzada después de 6 iteraciones

*Ecuación de exportaciones:*

$$LX = C(1)*DLCMI + C(2)*DLPRX + C(3)*LCMI(-1) + C(4)*LPRX(-1) + C(5)*D76 + C(6)*D79 + C(7)$$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (1)	0,762230	0,101832	7,485201	0,0000
C (2)	-0,750325	0,068123	-11,01422	0,0000
C (3)	1,653426	0,010536	156,9366	0,0000
C (4)	-1,140640	0,032383	-35,22331	0,0000
C (5)	0,054712	0,013513	4,048978	0,0002
C (6)	0,091481	0,019001	4,814586	0,0000
C (7)	5,893324	0,175974	33,48965	0,0000
R <sup>2</sup>	0,999398	σ		0,020653
Durbin-Watson	2,012362	Observaciones: 27		

*Ecuación de importaciones:*

$$DLM = C(11)*DLDF + C(12)*DLPRM + C(13)*(LM(-1) - C(14)*LDF(-1) - C(15)*LPRM(-1)) + C(16)*D66 + C(17)*D78 + C(18)$$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (11)	3,145975	0,218731	14,38285	0,0000
C (12)	-0,654938	0,114205	-5,734772	0,0000
C (13)	-0,334642	0,049391	-6,775410	0,0000
C (14)	2,097064	0,070526	29,73462	0,0000
C (15)	-0,886248	0,270438	-3,277083	0,0022

C (16)	0,099266	0,027886	3,559658	0,0010
C (17)	-0,067298	0,024849	-2,708330	0,0100
C (18)	-4,629994	0,563981	-8,209492	0,0000
R <sup>2</sup>	0,947200	$\sigma$		0,026317
Durbin-Watson	2,274182	Observaciones:	27	

*Contrastes de especificación. Ecuaciones del cuadro A.1*

*Ecuación de Exportaciones*

Obs = n° de observaciones

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 1, test-LM:

Estadístico-F	0,037290	p-valor	0,848436
Obs* R <sup>2</sup>	0,040213	p-valor	0,841065

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 2, test-LM:

Estadístico-F	0,356398	p-valor	0,703837
Obs* R <sup>2</sup>	0,778766	p-valor	0,677475

Contraste de heterocedasticidad condicional autorregresiva: test-ARCH (2):

Estadístico-F	0,068517	p-valor	0,933976
Obs* R <sup>2</sup>	0,154756	p-valor	0,925540

*Ecuación de Importaciones*

Obs = n° de observaciones

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 1, test-LM:

Estadístico-F	0,541015	p-valor	0,468857
Obs* R <sup>2</sup>	0,571920	p-valor	0,449497

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 2, test-LM:

Estadístico-F	1,208607	p-valor	0,316148
Obs* R <sup>2</sup>	2,470540	p-valor	0,290756

Contraste de heterocedasticidad condicional autorregresiva: test-ARCH (2):

Estadístico-F	0,299589	p-valor	0,744098
Obs* R <sup>2</sup>	0,662832	p-valor	0,717907

*Correlograma cruzado de los residuos del cuadro A.1.*

*Ecuaciones de exportaciones (RESID1) e importaciones (RESID2)*

El período muestral es: 1966-1992

Observaciones incluidas: 27

Las correlaciones son aproximaciones consistentes

	RESID1,RESID2 (-i)	RESID1,RESID2 (+i)
i	retardos	adelantos
0	-0,0441	-0,0441
1	0,1329	-0,4234
2	-0,0153	0,1203
3	0,0792	-0,0491
4	-0,1359	0,3737
5	0,0610	-0,0747
6	0,1802	-0,1629
7	-0,0341	-0,0611
8	-0,1847	-0,0457
9	0,1458	0,0805
10	0,0197	0,0850
11	-0,2037	0,0372
12	0,2383	-0,0612

**Cuadro A.2: INTERACCIÓN ENTRE IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES.  
ECUACIONES DE BUISÁN Y GORDO (1994). ESTIMACIÓN SIMULTÁNEA (SURE)**

Método de estimación: Sistemas de ecuaciones no lineales aparentemente no relacionadas (SURE)

El período muestral es: 1966-1992

Convergencia alcanzada después de 5 iteraciones

*Ecuación de exportaciones:*

$$LX = C(1)*DLCMI + C(2)*DLPRX + C(3)*LCMI(-1) + C(4)*LPRX(-1) + C(5)*D76 + C(6)*D79 + C(7) + C(8)*DLM$$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (1)	0,730241	0,110304	6,620270	0,0000
C (2)	-0,758132	0,074475	-10,17965	0,0000
C (3)	1,651144	0,011308	146,0162	0,0000
C (4)	-1,143387	0,033101	-34,54289	0,0000
C (5)	0,055097	0,013564	4,061945	0,0002
C (6)	0,091107	0,018934	4,811911	0,0000
C (7)	5,915943	0,182721	32,37685	0,0000
C (8)	0,024440	0,046897	0,521146	0,6054
R <sup>2</sup>	0,999401	σ		0,021142
Durbin-Watson	2,072040	Observaciones: 27		

*Ecuación de importaciones:*

$$DLM = C(11)*DLDF + C(12)*DLPRM + C(13)*(LM(-1) - C(14)*LDF(-1) - C(15)*LPRM(-1) - C(19)*LX(-1)) + C(16)*D66 + C(17)*D78 + C(18)$$

	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C (11)	3,145282	0,217772	14,44302	0,0000
C (12)	-0,627517	0,123734	-5,071516	0,0000
C (13)	-0,360126	0,067257	-5,354493	0,0000
C (14)	2,236874	0,255878	8,741963	0,0000
C (15)	-0,815661	0,285453	-2,857429	0,0070
C (19)	-0,063951	0,112085	-0,570556	0,5717
C (16)	0,108804	0,031256	3,481054	0,0013
C (17)	-0,070224	0,024962	-2,813288	0,0078
C (18)	-5,324788	1,391836	-3,825730	0,0005
R <sup>2</sup>	0,947545	σ		0,026950
Durbin-Watson	2,280765	Observaciones: 27		

**Cuadro A.3: FUNCIÓN DE EXPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS DE MAULEÓN Y SASTRE (1994). ESTIMADA POR MCO. LA VARIABLE DEPENDIENTE ES DLX1**

El período muestral es: 1967-1992  
Observaciones incluidas: 26

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
C	6,876156	2,019206	3,405377	0,0039
DLW	1,100455	0,163878	6,715085	0,0000
DLDI	-1,422881	0,338661	-4,201490	0,0008
DLT	-0,532417	0,111592	-4,771094	0,0002
D86	-0,050411	0,023925	-2,107040	0,0524
D72	0,063497	0,026173	2,426064	0,0283
DLM1	0,276121	0,140950	1,958998	0,0690
LX1 (-1)	-0,397256	0,079721	-4,983094	0,0002
LW (-1)	1,021886	0,227893	4,484067	0,0004
LDI (-1)	-0,375731	0,148078	-2,537387	0,0228
LT (-1)	-0,403203	0,093417	-4,316190	0,0006
R <sup>2</sup> = 0,899657	$\sigma$ = 0,020762	Akaike crit. inf.		-7,453146
Durbin-Watson	2,259389	Prob (estadístico-F)		0,000009

*Contrastes de especificación de la ecuación del cuadro A.3*

Contrastes de Autocorrelación

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 1, test-LM:

Estadístico-F	0,449239	p-valor	0,513601
Obs* R <sup>2</sup>	0,808362	p-valor	0,368605

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 2, test-LM:

Estadístico-F	1,427748	p-valor	0,275082
Obs* R <sup>2</sup>	4,682471	p-valor	0,096209

Contraste de Heterocedasticidad de White:

Estadístico-F	1,922038	p-valor	0,174835
Obs* R <sup>2</sup>	20,88625	p-valor	0,231420

Contraste de Heterocedasticidad condicional autorregresiva: test-ARCH (2):

Estadístico-F	0,195742	p-valor	0,823707
Obs* R <sup>2</sup>	0,439223	p-valor	0,802831

Contraste de Constancia de los Parámetros

Contraste de predicción de Chow: predicción desde 1987 a 1992

Estadístico-F	0,420799	p-valor	0,847855
Log verosimilitud	6,429174	p-valor	0,376868



**Cuadro A.4: FUNCIÓN DE IMPORTACIONES DE BIENES Y SERVICIOS DE MAULEÓN Y SASTRE (1994). ESTIMADA POR MCO. LA VARIABLE DEPENDIENTE ES DLM1**

El período muestral es: 1967-1992

Observaciones incluidas: 26

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-ratio	p-valor
D71	-0,080008	0,025938	-3,084535	0,0067
DLIED	-0,069172	0,023512	-2,942008	0,0091
DLCP	1,319108	0,494554	2,667270	0,0162
DLIR	0,513403	0,158144	3,246436	0,0047
DLPR	-0,146911	0,055762	-2,634591	0,0174
LM1 (-1)	-0,625110	0,086943	-7,189855	0,0000
LIR (-1)	0,424482	0,067256	6,311454	0,0000
LPR (-1)	-0,244639	0,035134	-6,962989	0,0000
LX1 (-1)	0,311870	0,038412	8,119149	0,0000
R <sup>2</sup> = 0,945800	$\sigma = 0,021067$	Akaike crit. inf.		-7,452641
Durbin-Watson stat	2,229217	Prob (estadístico-F)		0,000000

*Contrastes de especificación de la ecuación del cuadro A.4*

Contrastes de Autocorrelación

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 1, test-LM:

Estadístico-F	0,286549	p-valor	0,599803
Obs*R <sup>2</sup>	0,457448	p-valor	0,498819

Breusch-Godfrey, correlación serial de orden 2, test-LM:

Estadístico-F	0,509634	p-valor	0,610751
Obs* R <sup>2</sup>	1,654318	p-valor	0,437290

Contraste de Heterocedasticidad de White:

Estadístico-F	1,621670	p-valor	0,233527
Obs* R <sup>2</sup>	19,30409	p-valor	0,253210

Contraste de Heterocedasticidad condicional autorregresiva: test-ARCH (2):

Estadístico-F	2,516166	p-valor	0,104813
Obs* R <sup>2</sup>	4,639460	p-valor	0,098300

Contraste de Constancia en los Parámetros

Contraste de predicción de Chow: Predicción desde 1987 a 1992

Estadístico-F	0,629282	p-valor	0,704912
Log verosimilitud	7,672292	p-valor	0,263108



# REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés J., Escribano A., Molinas C. y D. Taguas (1990): *La inversión en España: Econometría con Restricciones de Equilibrio*, Antoni Bosch (ed.) e I.E.F.
- Bonilla J. M. (1978): "Funciones de Importación y Exportación para la Economía Española", *Estudios Económicos* 14, Banco de España.
- Buisán A. y E. Gordo (1994): "Funciones de Importación y Exportación de la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, vol. XVIII (1), págs. 165-192.
- Buisán A. y Gordo E. (1993): "Recuperación Económica, Competitividad y Saldo Exterior", *Papeles de Economía Española*, n.º 56, págs. 46-57.
- Burgess S., A. Escribano, G. Pfann, eds. (1996): *Asymmetries and Nonlinearities in Dynamic Economic Models*, Journal of Econometrics, vol. 74, n.º 1, págs. 1-208. Annals of Econometrics.
- Delrieu J.C. (1993): "Comercio Exterior y Análisis de Coyuntura", En Espasa A. y Cancelo J.R. (eds.), *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*, Alianza Editorial, cap. 8, págs. 487-554.
- Dolado J. J. y H. Lütkepohl (1996): "Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems", *Econometric Reviews*, vol. 15, págs. 369-387.
- Engle, R. F. y Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, págs. 251-276.
- Escribano A. (1996a): "Funciones de Exportación e Importación en España: Elasticidades a Corto y Largo Plazo", *Información Comercial Española*, Tribuna de Economía, n.º 750, págs. 93-110.
- Escribano A. (1996b): "Funciones de Exportación e Importación en España: Una Evaluación Econométrica", *Documento de Trabajo 96-10*, Universidad Carlos III de Madrid.
- Escribano A. (1996c): "Nonlinear Error Correction Models: The Case of Money Demand in the U.K. (1878-1970)", *W.P. 96-55*, Universidad Carlos III de Madrid, págs. 1-30.
- Escribano A. (1990): "Introducción al Tema de Cointegración y Tendencias", *Cuadernos Económicos de ICE*, n.º 44, 1, págs. 7-42.
- Escribano A. (1987): "Error Correction Systems: Nonlinear Adjustments to Linear Long Run Relationships", *CORE, W.P. 8730*, Université Catholique de Louvain.
- Escribano A. (1986): "Nonlinear Error Correction Models: The Case of Money Demand in the U.K. (1878-1970)", Chapter IV, *PhD. Dissertation, University of California San Diego*, págs. 110-172.
- Escribano A. and G. Pfann (1998): "Nonlinear Error Correction, Asymmetric Adjustment and Cointegration", *Economic Modelling* (en prensa).
- Fernández I. y M. Sebastián (1991): "El Sector Exterior y la Incorporación de España a la CEE: Análisis a Partir de Funciones de Exportaciones e Importaciones", En C. Molinas, M. Sebastián y A. Zabalza (eds.), *La Economía Española: una Perspectiva Macroeconómica*, Antoni Bosch ed. e I.E.F., cap. 6, págs. 211-303.
- Gardeazabal J. y Regulez M. (1993): "Los efectos de Una Depreciación Nominal de la Peseta sobre la Balanza Comercial Real Española", *Cuadernos Económicos de ICE*, n.º 53, págs. 221-234.
- Gual J., Torrens L. y Vives X. (1992): "El Impacto de la Integración Económica en los Sectores Industriales Españoles: Análisis de sus Determinantes" en Viñals et al. (eds.), *La Economía Española ante el Mercado Único Europeo*, Alianza Editorial, págs. 15-112, Madrid.
- Hendry D. F. (1997): "Lectures on Macroeconomic Forecasting", *Mimeo*. Nuffield College, Oxford, págs. 1-50.
- Johansen S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, págs. 231-254.

- Lucas R. E. (1976): "Econometric policy evaluation: a critique" in Bruner, K. and Meltzer, A. (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, vol. 1 of Carnegie-Rochester Conferences on Public Policy, págs. 19-46. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Manzanedo L. y M. Sebastián (1991): "Simulaciones de un Modelo Estructural del Sector Exterior de la Economía Española", en Molinas, C., Sebastián M. y Zabalza A. (eds.), *La Economía Española: Una Perspectiva Macroeconómica*, Antoni Bosch de. e IEF., cap. 7, págs. 307-330.
- Martín C. y Moreno L. (1993): "Determinantes de las Exportaciones Intracomunitarias de las Industrias Españolas", En Dolado J.J., Martín C. y L. Rodríguez (eds.). *La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas*. Alianza Economía, cap. 7, págs. 197-210.
- Mauleón I. (1993): "Una Perspectiva Diferente sobre el Déficit Exterior", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 1, otoño, págs. 149-174.
- Mauleón I. y L. Sastre (1994): "El Saldo Comercial en 1993: Un Análisis Econométrico", *Información Comercial Española*, n.º 735, págs. 167-172.
- Mauleón I. y L. Sastre (1996a): "An Empirical Model for the Spanish Foreign Trade", *P.T. Instituto de Estudios Fiscales*, n.º 2/96, págs. 1-22.
- Mauleón I. y L. Sastre (1996b): "An Empirical Model for the Spanish Foreign Trade", *Economic and Financial Modelling*, vol. 3, n.º 3, págs. 101-144.
- Molinas C., F-C, Ballabriga, E. Canadell, A. Escribano, E. López, L. Manzanedo, R. Mestre, M. Sebastián y D. Taguas (1990). *MOISEES: Un Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española*, Antoni Bosch, editor e I.E.F.
- Sims, C. A., Stock J.H. and M. W. Watson (1990): "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots", *Econometrica*, 58, págs. 113-144.
- Viñals *et al.* (eds.). *La Economía Española ante el Mercado Único Europeo*. Alianza Editorial, Madrid.

*Fecha de recepción del original: septiembre, 1996*

*Versión final: diciembre, 1997*

#### ABSTRACT

In this paper we propose a new empirical econometric methodology based on the formal comparison of the results obtained from the analysis of two different data bases that share a common base year, a common period and a common temporal aggregation. We selected two recent Spanish export and import functions, namely those proposed by Buisán and Gordo (1994) and Mauleón and Sastre (1994, 1996a) that satisfy these requirements. We study the differences and common aspects of both data bases. When are found surprising results with the econometric evaluation, we give an explanation, in particular with respect to the different long-run estimation procedures. We carry out an encompassing analysis of each of the equations which is a difficult task given that both dependent variables are different. Therefore, we study the implications of each specification over the other, using different data bases with a common period and base year. In particular, we study the simultaneity and the interaction between imports and exports. We extend the analysis until 1994 and pay special attention to the parameter stability of the models. We believe that this comparative econometric exercise is very informative, and should be carried out more often.

*Keywords:* export function, import function, long-run elasticities, short-run elasticities, specification tests, parameter stability test, data base comparison.